اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آزادی بازرگانی بر رشد اقتصادی ایران: روش آزمون باند

دکتر علیرضا کازرونی*
سکینه سجودی**

چکیده

یکی از دلایل عمده توسعه نیافتگی کشورهای درحال توسعه، نبود پس‌انداز داخلی کافی در این کشورها جهت دستیابی به سطح مطلوب سرمایه‌گذاری می‌باشد. در سالهای اخیر بسیاری از کشورهای درحال توسعه از جمله کشورهای شرق و جنوب شرق آسیا برای گریز از این مشکل به جذب سرمایه‌های خارجی در قالب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی متوسل شده‌اند. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی علاوه بر ترمیم شکاف پس‌انداز ـ سرمایه‌گذاری، از طریق انتقال تکنولوژی و ایجاد پی‌آمدهای خارجی و اثرات سرریز منجر به تسهیل فرایند رشد اقتصادی کشورهای درحال توسعه می‌شود. براساس فرضیه مشهور بگواتی افزایش میزان آزادی تجاری و کاهش محدودیت واردات کالاها و خدمات باعث تقویت اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشور میزبان می‌شود. در سالهای اخیر چندین مطالعه تجربی در کشورهای درحال توسعه از جمله مراکش، تایلند و پاکستان به آزمون و تایید این فرضیه پرداخته‌اند. با توجّه به اینکه در سالهای اخیر اهمیّت و توجه به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور شدیداً افزایش یافته است، در این مطالعه با استفاده از روش ARDL (آزمون باند) به آزمون فرضیه بگواتی در ایران و در بین سالهای ۱۳۸۴ـ۱۳۵۳ پرداخته‌ایم. نتایج بدست آمده حاکی از تأیید فرضیه بگواتی در ایران می‌باشد.

JEL Classification: F14, F21, O11

* دانشیار دانشگاه تبریز

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی و مدرس دانشگاه پیام نور

۱ـ مقدمه

نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) بعنوان یك عامل مهم در پیشبرد رشد اقتصادی کشورهای درحال توسعه کاملاً به اثبات رسیده است. FDI به کشور میزبان این توانایی را می‌بخشد که به سطح سرمایه‌گذاری فراتر از پس‌اندازهای داخلی دست یابد. همچنین FDI یك وسیلهٔ مهم در انتقال تکنولوژی مدرن و نوآوری از کشورهای توسعه یافته به کشورهای درحال توسعه محسوب می‌شود. با این وجود، شواهد متقاعد کننده‌ای وجود دارد که نشان می‌دهد اثر FDI بر رشد از کشوری به کشور دیگر متفاوت می‌باشد و برای بعضی کشورها حتّا FDI تأثیر منفی بر رشد دارد.[۱] به عبارت دیگر، برخلاف تفکر غالب، تأثیر FDI بر رشد اقتصادی، مستقل نبوده و به ویژگی‌های خاص کشورها بستگی دارد. یکی از مشخصه‌های کشور میزبان که در تعیین علامت اثر FDI بر رشد تأثیر فراوانی می‌تواند داشته باشد سیاست تجاری اتخاذ شده توسط آن کشور می‌باشد. براساس فرضیه بگواتی (۱۹۸۵) مقدار و فواید ناشی از FDI در کشورهایی که سیاست تجاری جانشینی واردات (IS) را دنبال می‌کنند نسبت به کشورهایی که سیاست تجاری گسترش صادرات (EP) را اتخاذ می‌نمایند کمتر و حتّا منفی خواهد بود. هدف این مطالعه بررسی فرضیه بگواتی درمورد اقتصاد ایران می‌باشد، به این منظور در ابتدا مبانی نظری و مطالعات موجود در این زمینه را مرور نموده و سپس به معرفی مدل مورد استفاده در این مطالعه پرداخته‌ایم. در بخشهای بعدی، روش اجرای تحقیق و روش آماری مورد استفاده در این تحقیق را مرور نموده‌ایم و در نهایت به تخمین مدل تحقیق و تحلیل یافته‌های بدست آمده پرداخته‌ایم.

۲ـ اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی

تا دهه ۱۹۷۰، تحلیل‌های مربوط به رشد اقتصادی براساس مدلهای رشد نئوکلاسیکی که رشد را نتیجه انباشت نهاده‌های تولید همراه با بازدهی کاهنده معرفی می‌نمودند، انجام می‌گرفت. درمدلهای نئوکلاسیکی، انباشت نهاده‌ها به دلیل وجود بازدهی نزولی، قادر به ایجاد رشد اقتصادی بلندمدّت نبود. در این مدلها تنها عوامل برونزایی مانند پیشرفت تکنولوژی و رشد جمعیّت باعث ایجاد رشد پایدار می‌شدند [Solow, 1957]

در مدلهای رشد نئوکلاسیك، از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی انتقال سرمایه و تحت تأثیر قرار دادن متغیرهای زیر تنها باعث افزایش سطح تولید می‌شود:

الف ـ افزایش موجودی سرمایه داخلی کشور میزبان: ورود سرمایه‌گذاری مستقیم(Chow & Zeng, 2001) خارجی از طریق ایجاد رونق اقتصادی، سرمایه‌گذاری داخلی را تحریك نموده و منجر به انباشت موجودی سرمایه داخلی می‌شود.

ب ـ افزایش اشتغال: ورود سرمایه‌های خارجی درقالب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشور میزبان باعث افزایش تقاضا برای نیروی کار و در نتیجه افزایش سطح اشتغال می‌شود [Lipsey, 2003].

ج ـ افزایش پس‌انداز: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مکمل پس‌اندازهای داخلی بوده و شکاف پس‌انداز ـ سرمایه‌گذاری را در کشورهای درحال توسعه کاهش می‌دهد و باعث افزایش سطح تولید می‌شود [Taylor, 1994; Chenery & Strout, 1966].

د ـ افزایش درآمدهای مالیاتی: حضور بنگاه‌های چند ملیّتی در قالب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای درحال توسعه باعث می‌شود که این کشورها به منابع مالیاتی جدیدی دست یابند و شکاف درآمدهای مالیاتی پیش‌بینی شده و تحقق یافته را از این طریق جبران نمایند [Langdon 1981,p. 60]

هـ ـ افزایش درآمدهای ارزی: بیشتر کشورهای درحال توسعه با کمبود درآمدهای ناشی از صادرات برای تأمین مخارج واردات مواجه هستند. ورود FDI به این کشورها می‌تواند وسیله مناسبی برای جبران این

کسری و ایجاد بهبود در تراز تجاری آنها باشد [Taylor, 1994; Chenery & Strout, 1966].

از دهه ۱۹۸۰ به بعد تحقیقات مربوط به رشد اقتصادی به طور گسترده‌ای در جهت درك و درونی کردن پیشرفت تکنولوژی متمرکز شدند، حاصل این مطالعات، ظهور تئوری رشد درونزا بود. در تئوری جدید رشد یا تئوری رشد درونزا، مهمترین عامل ایجاد رشد اقتصادی انباشت نهاده‌ای به نام دانش می‌باشد. انباشت این نهاده برخلاف نهاده‌های فیزیکی دارای بازدهی فزاینده بوده و وجود یك رشد بلندمدّت و پایدار را تضمین می‌نماید [Romer, 1986]. اگر چه مهمترین منبع ایجاد دانش در یك اقتصاد، سرمایه‌گذاری در فعّالیتهای مربوط به تحقیق و توسعه (R&D) و سرمایه‌گذاری در جهت انباشت سرمایه انسانی می‌باشد امّا در کشورهای درحال توسعه، اقتباس و انتقال تکنولوژی از کشورهای پیشرفته صنعتی روش کم هزینه‌تری برای دستیابی به دانش جدید می‌باشد [Blomstrom & Kokko, 2003]. در تئوریهای رشد درونزا سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی علاوه بر سطح تولید از طریق انتقال تکنولوژی به کشور میزبان باعث ایجاد رشد اقتصادی بلندمدّت نیز می‌شود.

شرکتهای چند ملیّتی که سهم عمده‌ای از سرمایه‌گذاریهای R&D جهان را به خود اختصاص داده و جدیدترین تکنولوژی روز دنیا را در اختیار دارند [Hal-ward, 2001] می‌توانند مهمترین منبع انتقال تکنولوژی به کشورهای درحال توسعه به‌شمار آیند.

اگر چه ممکن است تکنولوژی انتقال یافته توسط FDI به کشور میزبان به طور مستقیم در اختیار بنگاه‌های محلی قرار نگیرد ولی حضور شرکتهای چندملیّتی در قالب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند از طریق اثرات سرریز و پی‌آمدهای خارجی سطح R&D و سرمایه انسانی کشور میزبان را متأثر نماید.

انتقال تکنولوژی توسط FDI به دو طریق سطح سرمایه‌گذاری در R&D کشور میزبان را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

الف ـ با توجّه به شکاف تکنولوژی موجود بین کشور میزبان و کشورهای صنعتی که عمده‌ترین سرمایه‌گذاری‌های خارجی را انجام می‌دهند، بنگاههای محلی برای اقتباس و نسخه‌برداری از تکنولوژی بنگاههای خارجی و به کار بستن آن در فرایند تولید باید تکنولوژی تولید خود را تا یك سطح معینی ارتقاء بخشند. همین امر منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر بنگاههای محلی در فعّالیتهای R&D می‌شود [Katrak, 1985].

ب ـ حضور بنگاههای چند ملیّتی در قالب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در یك کشور، باعث می‌شود که بنگاههای محلی برای حفظ قدرت رقابت خود در پی افزایش کیفیت محصولات و کاهش هزینه تولید برآیند. بنابراین اقدام به سرمایه‌گذاری در فعّالیتهای تحقیق و توسعه می‌نمایند [Caves, 1974].

علاوه بر افزایش مخارج R&D، انتقال تکنولوژی جدید توسط شرکتهای چندملیّتی به کشور میزبان باعث اتخاذ روشهایی در فرایند تولید می‌شود که نیازمند نیروی کار ماهرتر می‌باشد. این تغییر در روشهای تولیدباعث افزایش تقاضا برای نیروی کار ماهر و متعاقب آن کاهش تقاضا برای نیروی کار ساده یا غیر ماهر می‌شود، باتوجّه به اینکه عرضهٔ نیروی کار ماهر در کوتاه مدّت کم کشش یا حتّا بی‌کشش می‌باشد، افزایش تقاضا برای آن باعث افزایش سطح دستمزد نسبی نیروی ماهر به غیر ماهر می‌شود (نمودار ۱). افزایش نسبی سطح دستمزد نیروی کار ماهر باعث افزایش ارزش حال بازدهی انتظاری تحصیل و مهارت آموزی می‌شود، بنابراین کارگران را به سرمایه‌گذاری بیشتر درامر آموزش و تحصیل ترغیب می‌نماید [Ramos, 2001].

۳ـ تجارت خارجی و اثر FDI بر رشد

مطالعات تجربی انجام گرفته در زمینه تأثیر FDI بر رشد اقتصادی، نتایج متفاوتی داشته است. اگر چه بخشی از این تفاوتها به دلیل استفاده از روشهای اقتصادسنجی مختلف می‌باشد، امّا بخش اعظم این تفاوتها به دلیل این است که اثر FDI بر رشد اقتصادی شدیداً به ویژگیهای اقتصادی، اجتماعی و سیاسی کشور میزبان وابسته است.

ویژگیهایی همچون سطح رشد اقتصادی کشور میزبان [Blomstrom et al, 1994]؛ موجودی سرمایه انسانی کشور میزبان [Borensztein et al., 1998]؛ میزان توسعه یافتگی بازارهای مالی کشور میزبان [Alfaro et.al, 2004] و میزان آزادی تجاری کشور میزبان [Bal-asubramanyam et.al, 1996] از مهمترین عوامل اقتصادی هستند که می‌توانند بر میزان اثرگذاری FDI بر رشد اقتصادی کشور میزبان مؤثر باشند.

بگواتی (۱۹۸۵) فرضیه مشهوری را بنیان نهاد که براساس آن حجم و کارایی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وابسته به سیاست تجاری اتخاذ شده در کشور میزبان می‌باشد. براساس این فرضیه، زمانی که کشور میزبان سیاست توسعه صادرات (EP) را دنبال می‌نماید، احتمال جذب و همچنین اثربخشی FDI بیش از زمانی خواهد بود که سیاست تجاری براساس جایگزینی واردات (IS) تنظیم می‌شود.

سؤالی که اینجا مطرح می‌شود این است که چرا وجود محیط تجاری باز اثربخشی FDI را افزایش می‌دهد؟

براساس تئوری سنّتی تجارت بین‌الملل، تجارت آزاد یك بازی با برآیند مثبت است که برای تمامی طرفین منافع بسیاری را در پی دارد. براساس این تئوری، وجود محدودیتهای تجاری مثل تعرفه یا سهمیه‌بندی واردات، باعث تخصیص ناکارآمد منابع و از بین رفتن منافع تجارت آزاد می‌شود. به‌عبارت دیگر، وجود سیستم حمایت از صنایع جایگزین واردات (IS)، منابع از جمله سرمایه‌های خارجی را از تولید کالاهای صادراتی به سمت تولید کالاهای حمایت شده و جایگزین واردات سوق می‌دهد. این امر باعث می‌شود که:

ـ منابع از جمله سرمایه‌های خارجی در صنایعی متمرکز گردند که کشور میزبان در آن صنایع مزیّت نسبی ندارد. این مشکل در کشورهای درحال توسعه حادتر می‌باشد زیرا صنایع جایگزین واردات در کشورهای درحال توسعه معمولاً سرمایه‌بر می‌باشند درحالی که بیشتر این کشورها دارای مزیّت فراوانی نیروی کار ارزان قیمت هستند.

ـ تمرکز منابع از جمله FDI در این صنایع منجر به تخصیص ناکارآمد منابع می‌شود.

ـ صنایعی که کشور میزبان در آن مزیّت نسبی نداشته باشد، بیش از آنکه از عوامل و نهاده‌های داخلی در فرایند تولید استفاده نمایند، از عوامل و نهاده‌های خارجی استفاده خواهند نمود. این امر منجر به تخصیص سود تولید به عوامل خارجی می‌شود.

همه این عوامل منجر به عدم برخورداری از منافع بالقوّه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کُند شدن روند رشد اقتصادی می‌شوند [Bhagwati, 1973; Brecher and Diaz - Alejandro, 1977].

همچنین براساس تئوری تجارت بین‌الملل، وجود محیط آزاد تجاری از طریق رشد بهره‌وری نیروی کار، منجر به افزایش سرمایه انسانی می‌شود [Salvatore and Hetcher, 1991]، از طرفی وجود یك سطح آستانه‌ای از سرمایه انسانی، برای ایجاد رشد اقتصادی توسط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ضروری می‌باشد، به‌گونه‌ای که در سطح سرمایه انسانی پایین‌تر از این سطح آستانه، امکان دارد جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی حتّا باعث کُند شدن روند رشد اقتصادی شود، [Benhabib & Spiegel 1992; Borenstein et.al,

[1998]. در نتیجه وجود محیط تجاری باز از طریق ایجاد بهبود در موجودی سرمایه انسانی کشور میزبان، شرایط را برای تأثیر مثبت FDI بر رشد اقتصادی مساعدتر می‌نماید.

بنابراین تجارت خارجی علاوه بر تأثیرات مستقیمی که بر درآمد کشورها دارد باعث تقویت اثر بسیاری از متغیرهای دیگر از جمله FDI نیز می‌شود. وجود محیط اقتصادی توأم با رقابت و به دور از انحرافات و اختلالات، مهمترین عامل در بهره‌گیری بیشتر از FDI می‌باشد. تجارت خارجی با ایجاد رقابت و کاهش انحرافات اقتصادی باعث تقویت اثرات سرریز FDI بر اقتصاد کشور میزبان می‌شود [WTO, 1998].

٤ـ پیشینه تحقیق

با وجود اینکه در سالهای اخیر مطالعات بسیاری در مورد تأثیر FDI بر رشد و همچنین تأثیر آزادی تجاری بر FDI انجام یافته است، لیکن تعداد مطالعاتی که این دو اثر را به طور همزمان مورد بررسی قرار داده‌اند، چندان قابل توجّه نمی‌باشد. مطالعات موجود در این زمینه را می‌توان به دو دسته مطالعات بین کشوری و مطالعات موردی تقسیم نمود. در این بخش تعدادی از مطالعات موجود در هر دو دسته را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

۴ـ۱ـ مطالعات بین کشوری

بالاسوبرامانیام و همکاران (۱۹۹۶) و (۱۹۹۹) با استفاده از یك تابع تولید که در آن نیروی کار، سرمایه، FDI و صادرات کشور میزبان بعنوان نهاده‌های تولید تلّقی شده‌اند، به آزمون فرضیه بگواتی در ۴۶ کشور درحال توسعه پرداخته‌اند. در این مطالعه ابتدا کشورها از لحاظ رژیم تجاری حاکم، به دو دسته کشورها با رژیم تجاری توسعه صادرات (EP) و کشورها با سیاست جایگزینی واردات (IS) تقسیم شده‌اند. سپس تابع تولید برای هر دسته از کشورها در فاصله سالهای ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۵ به روش اثرات ثابت تخمین زده شده است.

نتایج حاصل از این مطالعه، نشان دهنده این است که در کشورهای EP ضریب FDI در تابع تولید مثبت و معنی‌دار می‌باشد؛ درحالیکه در کشورهای IS این ضریب معنی‌دار نمی‌باشد. همچنین ضریب FDI در کشورهای EP نسبت به کشورهای IS بزرگتر بوده و فرضیه بگواتی را تأیید می‌نماید.

مارینو (۲۰۰۰) در یك مطالعه بین کشوری نشان داده است که کشورهای EP هم در جذب FDI و هم در استفاده بهینه از منابع FDI جذب شده، بهتر از کشورهای IS عمل می‌نمایند. در این مطالعه ابتدا معادله FDI که در آن تجارت خارجی یك متغیر توضیحی می‌باشد، تخمین زده شده است. نتایج این تخمین نشان دهنده وجود رابطه‌ای مثبت بین جریان FDI و میزان آزادی تجارت کشور میزبان می‌باشد. در مرحله بعد، با تخمین یك تابع تولید که در آن FDI یك نهاده تلّقی شده است، ضرایب به دست آمده برای FDI در کشورهای EP و IS مقایسه شده و این نتیجه حاصل گردیده که ضریب FDI در کشورهای EP بزرگتر می‌باشد.

سیلوستیائو و بالاسوبرامانیام (۲۰۰۰) به بررسی تأثیر رژیم تجاری کشور میزبان بر میزان جذب و اثربخشی FDI پرداخته‌اند. در این مطالعه از تعاریف مختلفی برای تعیین درجه آزادی تجاری کشورها استفاده شده است و در تمامی تعاریف این نتیجه حاصل شده است که میزان جذب و کارایی FDI در کشورهای EP بیش از کشورهای IS می‌باشد.

مکی وسوموارو (۲۰۰۳) با بسط مدل بورنزستین و همکاران (۱۹۹۸) به صورت زیر:

$$g = C + C_1FDI + C_2FDI^* H + C_3H + C_4FDI^* OP + C_5OP + C_6Tax + C_7Y + C_8G + In$$

OP: تجارت خارجی به GDP

Tax: مالیات

H: سرمایه انسانی

G: مخارج دولت

In: تورم

Y_0: سطح تولید در سال صفر

و با به کارگیری روش معادلات همزمان به ظاهر نامرتبط (SUR) به آزمون فرضیه بگواتی در ۶۶ کشور درحال توسعه پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که باافزایش میزان تجارت خارجی در کشورهای درحال توسعه تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

کرباسی و همکاران (۲۰۰۵) با استفاده از مدل مکی و سوموارو (۲۰۰۳) فرضیه بگواتی را در میان کشورهای درحال توسعه مورد آزمون قرار داده و به نتایجی مشابه مکی و سوموارو رسیده‌اند.

۴ـ۲ـ مطالعات موردی

کوه‌پای بن(۲۰۰۳) به بررسی تأثیر همزمان FDI و آزادی تجاری بر رشد اقتصادی در کشور تایلند پرداخته است. در این مطالعه برای ملحوظ نمودن اثر متداخل FDI و تجارت خارجی درمعادله رشد از حاصلضرب این دو متغیر استفاده شده است:

Log GDP = f (log (L), Log(K), FDI, FDI* OP)

GDP :تولید ناخالص داخلی

L : نیروی کار

OP : آزادی تجاری

FDI :سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

K : موجودی سرمایه داخلی

نتایج تخمین معادله رشد نشان دهنده این است که با وجود ضریبی منفی برای FDI، ضریب FDI*OP مثبت می‌باشد. به‌عبارت دیگر، با افزایش آزادی تجاری، میزان تأثیر FDI بر رشد افزایش می‌یابد. این نتایج فرضیه بگواتی را در مورد کشور تایلند تأیید می‌نماید.

منصوری (۲۰۰۵) مطالعه انجام یافته توسط کوه پای‌بن (۲۰۰۳) را برای کشور مراکش تکرار نموده با این تفاوت که در تابع تولید از تجارت خارجی و همچنین سیکلهای خشکسالی (به عنوان یك متغیر توضیحی که شرایط خاص این کشور را منعکس می‌نماید) نیز استفاده نموده است:

Log GDP = f (LogL ,LogK,FDI, FDI* Tr, Tr, LogDr)

Tr: تجارت خارجی (نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP یا صادرات به تولید ناخالص صنعت)

Dr: دوره‌های خشکسالی (معکوس تولید غلات)

این مطالعه نیز به نتایجی مشابه با مطالعه قبلی دست یافته است.

اتیکیو و همکاران (۲۰۰۴) با استفاده از یك تابع تولید به شکل زیر فرضیه بگواتی را در مورد اقتصاد پاکستان آزمون و تأیید نموده است:

Log GDP = f (LogL ,LogK, H, FDI, FDI*OP)

GDP : تولید ناخالص داخلی

L : نیروی کار

K : موجودی سرمایه داخلی

OP : آزادی تجاری

FDI : نسبت خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP

H : سرمایه انسانی (مخارج آموزشی دولت به GDP)

۵ـ معرفی مدل تجربی تحقیق

در این مطالعه برای بررسی اثر متداخل FDI و سیاست تجاری بر رشد اقتصادی، از مدل کوه‌پای بن (۲۰۰۳) که از یك تابع تولید نمایی به صورت زیر به دست آمده استفاده می‌نماییم:

(۱)

$$Y = AL^{\alpha 1} K^{\alpha 2}$$

به طوری که:

Y : سطح تولید ناخالص داخلی

L : نیروی کار

K : موجودی سرمایه داخلی

A : بهره‌وری کل عوامل

αi کشش تولیدی نهاده i ام

تابع تولید فوق را به شکل لگاریتم ـ خطی زیر می‌توانیم بنویسیم:

$$LnY = LnA + \alpha_1 LnL + \alpha_2 LnK \quad (۲)$$

به اعتقاد بسیاری از اقتصاددانان از جمله لیپسی (۲۰۰۱) اثر FDI بر رشد اقتصادی از طریق انتقال تکنولوژی و ایجاد اثرات سرریز و در نتیجه افزایش بهره‌وری کل عوامل (A) انجام می‌پذیرد. براساس فرضیه بگواتی [Bhagwati, 1985] این اثر شدیداً به رژیم تجاری کشور میزبان وابسته می‌باشد و با افزایش حجم تجارت خارجی کشور میزبان این اثر نیز تقویت می‌شود. بنابراین، رشد بهره‌وری کل عوامل به FDI و نیز اثر متداخل FDI و تجارت خارجی وابسته می‌باشد. در نتیجه می‌توانیم معادله بهره‌وری کل عوامل را به‌صورت زیر بنویسیم (Frimpong & Fosu (2006):

$$A = c\,(FDI^{\alpha 3})\,(FOP^{\alpha 4})$$

$$\Rightarrow LNA = \alpha_0 + \alpha_3 FDI + \alpha_4 FOP \quad (۳)$$

به طوری که:

FOP = FDI* OP : اثر متداخل (یا اثر جمعی) FDI و تجارت خارجی

c : سایر عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل

با جایگزینی معادله ۳ در معادله ۱ خواهیم داشت:

$$LnY = \alpha_0 + \alpha_1 LnL + \alpha_2 LnK + \alpha_3 FDI + \alpha_4 FDI^* OP \quad (۴)$$

برای به دست آوردن اثر کل FDI بر رشد اقتصادی (dY/Y) از رابطه بالا نسبت به FDI مشتق می‌گیریم:

$$\frac{\delta LnY}{\delta FDI} = \alpha_3 + \alpha_4 OP \quad (۵)$$

حال اگر از رابطه (۱۶) نسبت به OP مشتق بگیریم:

$$\frac{(\delta LnY/\delta FDI)}{\delta OP} = \alpha_4 \quad (۶)$$

بنابراین

ضریب a_4 نشان می‌دهد که با افزایش آزادی تجاری اثر FDI بر رشد اقتصادی چگونه تغییر می‌نماید. با توجّه به رابطه (۴) فرم لگاریتم ـ خطی زیر را به عنوان مدل نهایی مطالعه در نظر خواهیم گرفت:

$$LnY_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnL_t + \alpha_2 LnK_t + \alpha_3 FDI_t + \alpha_4 FOP_t + \alpha_5 D_{57t} + U_t$$

که؛ $FOP_t = FDI_t * P_t$

در مدل به دست آمده:

Y : تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه و به قیمت سال ۱۳۷۶

L : کل نیروی کار شاغل

K : موجودی سرمایه کل کشور می‌باشد که با توجه به عدم وجود سری زمانی این متغیر در ایران، مانند بسیاری از مطالعات از جمله بالا، سوبرامانیام و همکاران (۱۹۹۶)، کوه پای بن (۲۰۰۳) و ... از نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی به تولید ناخالص داخلی (I) استفاده خواهد شد.

FDI : نسبت جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP

OP : درجه آزادی یا باز بودن تجاری، برای اندازه‌گیری درجه آزادی تجاری معیارهای مختلفی را می‌توان به کار برد که در این مطالعه از شاخص زیر استفاده نموده‌ایم:

OP : نسبت تجارت خارجی (مجموع صادرات و واردات کالاها و خدمات) به GDP

ـ متغیر موهومی D_{57t}، برای نشان دادن اثر جنگ و انقلاب در مدل آورده شده است. این متغیر برای دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۷ برابر صفر و برای سایر سالها برابر یک می‌باشد.

سری زمانی تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی، صادرات و واردات از حسابهای ملی بانک مرکزی ایران، نیروی کار شاغل از گزارشهای اقتصادی سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور و آمار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از گزارشهای سالیانه آنکتاد (UNCTAD) جمع‌آوری شده است.

۶ـ روش تحقیق

تحقیق حاضر از نوع کاربردی نظری می‌باشد و آمار ۲۷۶ (کتابخانه‌ای) جمع‌آوری شده است. برای آزمون فرضیه‌های این تحقیق از داده‌های سری زمانی ایران در

فاصلهٔ سالهای ۱۳۸۴ـ۱۳۵۳ استفاده نموده‌ایم. دلیل محدود نمودن مطالعه به این دوره عدم دسترسی به آمار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت درصد از تولید ناخالص داخلی در قبل از سال ۱۳۵۳ و سایر داده‌های آماری در بعد از سال ۱۳۸۴ می‌باشد. در این مطالعه برای انجام آزمون همگرایی و تخمین مدل از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (Au-toregressive Distributed Lag) (ARDL) و آزمون باند (Bounds Testing Approach) استفاده نموده‌ایم. دلایل استفاده از این روش به شرح زیر است:

ـ در مقایسه با سایر روشهای همگرایی از جمله روش جوهانسون ـ جوسیلیوس (۱۹۹۰)، روش ARDL ساده‌تر و آسان‌تر می‌باشد [Frimpong & Fosu, 2006].

ـ برخلاف سایر روشهای همگرایی در این روش محدودیتی برای درجهٔ همگرایی متغیرهای مدل وجود ندارد [همان منبع].

ـ برخلاف سایر روشهای همگرایی در نمونه‌های کوچك هم روش ARDL منجر به ضرایب ناتور و نتایج قابل اعتماد می‌شود [همان منبع].

ـ در این روش روابط بلندمدّت با توجه به پوياييهای کوتاه مدت برآورد می‌شود.

۷ـ آزمون باند Pesaran et al., 2001

اگر Y متغیر وابسته و x_1 تا x_n متغیرهای توضیحی در یك مدل اقتصادسنجی باشند، شکل کلی الگوی ARDL برای این مدل به صورت زیر خواهد بود:

(۷)

$$y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{q1} \gamma_i \chi_{1t-i} + \sum_{i=0}^{q2} \gamma_{2i} \chi_{2t-i} + ... + \sum_{i=0}^{qn} \gamma_{ni} \chi_{nt-i} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j y_{t-j} + BW_t + u_t$$

که به صورت مختصر به صورت ARDL $(p,q_1,....,q_n)$ نشان داده می‌شود [نوفرستی ۱۳۷۸، صص ۹۹ـ۹۱]. در معادله فوق W نماینده متغیرهای برونزا و متغیر موهومی و همچنین روند زمانی است. این متغیرها به صورت وقفه‌دار نمی‌توانند باشند. رابطه فوق را با اندکی تغییر می‌توان به صورت مدل تصحیح خطای زیر نوشت:

(۸)

$$\Delta y_t = C + \sum_{j=1}^{p} C_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q1} C_{2i} \Delta \chi_{1t-i} + ... + \sum_{i=1}^{qn} C_{n+1i} \Delta \chi_{n+t-i} + \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 \chi_{1t-1} + ... + \lambda_{n+1} \chi_{nt-1} + B^1 w_t + V_t$$

براساس آزمون باند زمانی رابطه بلندمدّت وجود خواهد داشت که ضرایب متغیرهای y_{t-1} و χ_{1t-1} تا χ_{nt-1} به طور همزمان در معادله فوق معنی‌دار باشند. برای آزمون این موضوع می‌توان فرضیه زیر را در نظر گرفت:

$H: \lambda_1 = \lambda_2 = ... = \lambda_{n+1} = 0$

$H_1: \lambda_1 \# \lambda_2 \# ..., \lambda_{n+1} \# 0$

در صورتی که فرضیه صفر به نفع فرضیه مقابل رد شود، می‌توان وجود رابطه بلندمدت را پذیرفت. آماره F بدست آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) مقایسه می‌شود. این مقادیر بحرانی دارای یك حد بالا و یك حد پایین است. حد بالای بحرانی براساس این فرض که تمامی متغیرها انباشته از درجه ۱ هستند و حد پایین بحرانی براساس این فرض که تمامی متغیرها انباشته از درجه صفر هستند محاسبه شده است. آماره آزمون F درصورتی که بزرگتر از حد بحرانی بالا باشد، فرضیه صفر رد اگر کوچکتر از حد بحرانی پایین باشد، فرضیه صفر غیر قابل رد و در صورتی که در فاصلهٔ حد بالا و پایین باشد هیچ نتیجه‌گیری نمی‌توان انجام داد [Frimpong & Fosu, 2006].

۸ـ یافته‌های تحقیق

۸ـ۱ـ آزمون ریشه واحد

اگر چه در روش ARDL هیچ محدودیتی برای درجه انباشتگی متغیرها وجود ندارد. امّا وجود متغیرهایی با درجه انباشتگی بزرگتر از ۱ می‌تواند باعث ایجاد اختلال در نتایج شود. به همین دلیل ابتدا متغیرها را از لحاظ پایایی مورد آزمون قرار داده‌ایم. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر به طور خلاصه در جدول (۱) ارائه شده است. مقدار بحرانی آزمون ریشه واحد دیکی فولر برای سطح متغیرها برابر ۲/۹۷۹۸ـ و برای تفاضل متغیرها

برابر ۲/۹۸۵۰ می‌باشد. بنابراین، متغیرهای I, LL, در سطح پایاFOPانباشته از درجه یك و متغیر FDI و LY هستند.

۸ـ۲ـ آزمون همگرایی

بعد از حصول اطمینان از عدم وجود متغیرهایی با درجه انباشتگی بیشتر از یك، نوبت به انجام آزمون همگرایی یا همجمعی می‌رسد. برای انجام آزمون همگرایی از روش آزمون باند پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده نموده‌ایم. برای انجام این آزمون ابتدا مدل تصحیح خطای زیر را براساس رابطه (۱۹) تصریح نموده‌ایم.

(۹)

$$DLy_t = C + \sum_{i=1}^{p} C_{1i}\, DLy_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} C_{2i}\, DLL_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} C_{3i}\, DI_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} C_{4i}\, DFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} C_{5i}\, (DFOP)_{t-i} + C_6 D_t + C_7 Ly_{t-1} + C_8 LL_{t-1} + C_9 I_{t-1} + C_{10} FDI_{t-1} + C_{11} (FOP)_{t-1} + u_t$$

براساس آزمون باند، زمانی می‌توان وجود یك رابطه بلندمدّت بین متغیرهای مدل را پذیرفت که آماره F بدست آمده از فرضیه زیر از حد بالای بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) برای ۶=k (تعداد کل متغیرها) بزرگتر باشد.

$$H : C_7 = C_8 = C_9 = C = {}_{10} = C_{11}$$

$$H_1 : C_7 \# C_8 \# C_9 \# {}_{10} \# C_{11} \#$$

برای انجام آزمون فرضیه فوق، پسران و همکاران (۲۰۰۱) پیشنهاد نموده‌اند که ابتدا مدل تصحیح خطا را بدون حضور متغیرهای $LY_{t-1}, LL_{t-1}, I_{t-1}, FDI_{t-1}$, تخمین زده و سپس آزمون نماییم که آیا اضافه FOP_{t-1} نمودن همزمان این متغیرها به مدل تصحیح خطا معنی‌دار است یا نه؟ آماره F بدست آمده از انجام این آزمون برای مدل این تحقیق با حداکثر وقفه ۲[۲] به صورت زیر است:

$$F (Ly / LL; I; FDI; FOP_1) = 5.\ 8252\ [.002]$$

مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶) در سطح ۹۷/۵ درصد و برای ۶=K به صورت زیر می‌باشد:

حد بالا = ۴/۰۶۹ حد پایین = ۲/۸۲۳

همانطور که مشاهده می‌شود، وجود رابطه بلندمدّت در سطح اطمینان ۹۷/۵ درصد قابل قبول می‌باشد.

۸ـ۳ـ تخمین رابطه بلندمدّت

در مرحله بعد رابطه بلندمدّت تخمین زده شده است. نتایج این تخمین در جداول ۲ آمده است. این نتایج به‌صورت زیر قابل جمع‌بندی‌اند:

ـ ضریب متغیر لگاریتم نیروی کار (LL) مثبت و کاملاً معنی‌دار می‌باشد. مقدار این متغیر بسیار قابل توجّه می‌باشد که نشان از نقش کلیدی نیروی کار در اقتصاد کشور می‌باشد.

ـ ضریب نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی به مثبت و کاملاً معنی‌دار می‌باشد. با توجّه به(I), GDP کاربر بودن صنایع کشور ضریب این متغیر کمتر از ضریب نیروی کار می‌باشد.

ـ ضریب متغیر مجازی در تمامی موارد مثبت و معنی‌دار می‌باشد. بنابراین وقوع جنگ و انقلاب تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است زیرا مقدار این متغیر برای سالهای جنگ صفر بوده است.

(۱۰)

$$\frac{\partial L_n y}{\partial FDI} = \alpha_3 + \alpha_4 \times (OP)$$

بدون در نظر گرفتن OP (میزان باز بودن تجاری) اثر FDI منفی بوده و به صورت زیر است:

$$\frac{\partial Lny}{\partial FDI} = -.\ 7063$$

همانطور که مشاهده می‌شود اثر FDI بر رشد اقتصادی بدون در نظر گرفتن نوع رژیم تجاری کشور، منفی و معنی‌دار است. این نتیجه با نتایج به دست آمده در مطالعات تجربی انجام یافته توسط کوه پای بن (۲۰۰۳)، اتیکیو و همکاران (۲۰۰۴)، فریمپونگ و فوسیو (۲۰۰۶) و بسیاری از مطالعات دیگر که در کشورهای در حال توسعه انجام گرفته‌اند سازگار می‌باشد.

امّا همانطور که در مباحث پیشین اشاره شد اثر FDI بر رشد به نوع رژیم تجاری یا میزان آزادی تجاری کشور نیز وابسته است. بنابراین با توجّه به ضریب مثبت و

معنی‌دار FOP در هر دو حالت، می‌توان نتیجه گرفت که اثر منفی FDI بر رشد تا حدودی به دلیل وجود موانع تجاری می‌باشد و با افزایش سطح مبادلات تجاری یا OP اثر مثبت FDI بر رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. برای مثال یك واحد افزایش در نسبت تجارت خارجی (صادرات به‌علاوه واردات به GDP) باعث می‌شود اثر بر رشد به اندازه ۰/۰۱۷۱۵ درصد افزایش یابد. FDI بنابراین برای مثال در سال ۱۳۸۴ که نسبت تجارت خارجی به GDP برابر با ۵۸/۷ درصد می‌باشد، اثر کل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد تولید ناخالص داخلی به صورت زیر خواهد بود:

$$\frac{\partial Lny}{\partial FDI} = -.7063 + 0.01715 * 58.7 = +0.300405$$

این نتیجه‌گیری با نتایج کوه‌پای بن (۲۰۰۳)، اتیکیو و همکاران (۲۰۰۴)، منصوری (۲۰۰۵) سازگاری دارد.

۸ـ۴ـ تخمین مدل تصحیح خطا (ECM)

بعد از تخمین رابطه بلندمدّت نوبت به تخمین معادله تصحیح خطا می‌رسد. تخمین این معادله در جداول ۳ ارائه شده است. ضریب تصحیح به صورت زیر است:

ECM = ۰/۶۲۳

همانطور که مشاهده می‌شود ضریب تصحیح خطا در محدوده $-1 < ECM < 0$ قرار داشته و معنی‌دار می‌باشد.

مقدار این ضریب قابل توجه می‌باشد و این نشان از سرعت بالای تعدیل به سمت روابط بلندمدّت می‌باشد.

۸ـ۵ـ آزمونهای خوبی برازش، تشخیص و ثبات ساختاری

R2 معادله تصحیح خطا بالاست (۷۲ درصد) و نشان از خوبی برازش می‌باشد. آماره دوربین واتسون برابر ۱/۷۹ که نشان از عدم وجود خود همبستگی است، همچنین براساس آزمونهای تشخیص عدم وجود ناهمسانی واریانس، وجود فرم تبعی مناسب و توزیع نرمال قابل رد نمی‌باشد. نتایج این آزمونها (جدول شماره ۴) نشان از اعتبار نتایج می‌باشد. آزمونهای CU-SUM و CUSUMSQ (نمودار ۲) نیز نشان دهنده وجود ثبات در الگو می‌باشد.

۹ـ بحث و نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با ثبات‌ترین نوع سرمایه‌گذاری خارجی است که از طریق افزایش فرصتهای شغلی، ارتقاء کیفیت تولید و افزایش قدرت رقابتی و توان صادراتی کشور میزبان و همچنین امکان انتقال و توسعه فن‌آوری و مهارتهای مدیریتی منجر به تسهیل فرایند رشد اقتصادی می‌شود.

در دهه‌های اخیر بسیاری از کشورهای درحال توسعه از جمله چین، کره، سنگاپور و... با تأکید بر سیاستهای آزادسازی تجاری و جذب سرمایه‌گذاریهای مستقیم خارجی توانسته‌اند رشد اقتصادی خود را تسریع بخشند. براساس گزارش کنفرانس تجارت و توسعه ملل متّحد[۳] (آنکتاد) سهم کشورهای درحال

جدول شماره (۱) ـ خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد

آماره بدست آمده	تعداد وقفه (AIC)	تفاضل متغیر	آماره بدست آمده	تعداد وقفه (AIC)	نام متغیر
-۳/۸۶۶۵	۰	DLY	۰/۵۱۵۹	۱	LY
-۴/۶۶۰۹	۰	DLL	۲/۷۵۱۷	۰	LL
-۴/۷۹۳۴	۰	DI	۱/۳۳۸۶	۱	I
-۴/۶۵۸۱	۲	DFDI	-۱/۷۳۳۵	۲	FDI
–	–	DFOP	-۷/۴۰۴۳	۱	FOP

جدول شماره (۲) ـ تخمین رابطه بلندمدّت

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,0,0,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is LY
30 observations used for estimation from 1355 to 1384

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LL	1.3035	.10421	12.5077[.000]
I	.017818	.0032786	5.4345[.000]
FDI	-.70635	.35449	-1.9926[.059]
FOP	.017151	.0076470	2.2429[.035]
C	-9.4212	1.7254	-5.4603[.000]
D	.031524	.047596	.66233[.515]

جدول شماره (۳) ـ تخمین مدل تصحیح خطا

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(1,0,0,0,1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is dLY
30 observations used for estimation from 1355 to 1384

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLL	.81209	.19319	4.2036[.000]
dI	.011101	.0025683	4.3223[.000]
dFDI	-.44007	.23283	-1.8900[.071]
dFOP	.0005712	.0049577	.11521[.909]
dC	-5.8696	1.6505	-3.5562[.002]
dD	.019640	.027663	.70999[.485]
ecm(-1)	-.62302	.14261	-4.3687[.000]

List of additional temporary variables created:
dLY = LY-LY(-1)
dLL = LL-LL(-1)
dI = I-I(-1)
dFDI = FDI-FDI(-1)
dFOP = FOP-FOP(-1)
dC = C-C(-1)
dD = D-D(-1)
ecm = LY -1.3035*LL -.017818*I + .70635*FDI -.017151*FOP + 9.4212*C -.031524*D

R-Squared	.71736	R-Bar-Squared	.62743
S.E. of Regression	.043121	F-stat. F(6, 23)	9.3061[.000]
Mean of Dependent Variable	.023704	S.D. of Dependent Variable	.070645
Residual Sum of Squares	.040907	Equation Log-likelihood	56.3966
Akaike Info. Criterion	48.3966	Schwarz Bayesian Criterion	42.7918
DW-statistic	1.7955		

R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable dLY and in cases where the error correction model is highly restricted, these measures could become negative.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول شماره (٤) ـ نتایج آزمونهای تشخیص

```
                        Diagnostic Tests
*************************************************************************
*   Test Statistics   *        LM Version        *        F Version       *
*************************************************************************
*                     *                          *                        *
* A:Serial Correlation*CHSQ(   1)=   .41021[.522]*F(   1,  21)=   .29113[.595]*
*                     *                          *                        *
* B:Functional Form   *CHSQ(   1)=  1.0051[.316]*F(   1,  21)=   .72799[.403]*
*                     *                          *                        *
* C:Normality         *CHSQ(   2)=  2.4602[.292]*       Not applicable     *
*                     *                          *                        *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(   1)=  7.2304[.007]*F(   1,  28)=  8.8913[.006]*
*************************************************************************
   A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
   B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
   C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
   D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values
```

جدول شماره ۵ـ جریان ورودی سرمایه گذاری مستقیم خارجی به ایران (میلیون دلار)

سال	FDI	سال	FDI	سال	FDI	سال	FDI
۱۹۷۰	۲۸	۱۹۸۰	۸۱	۱۹۹۰	ـ۳۶۲	۲۰۰۰	۳۰
۱۹۷۱	۶۵	۱۹۸۱	۲۸	۱۹۹۱	۲۳	۲۰۰۱	۵۸
۱۹۷۲	۹۱	۱۹۸۲	ـ۱۳۶	۱۹۹۲	۹	۲۰۰۲	۱۰۳
۱۹۷۳	۵۶۲	۱۹۸۳	ـ۷۹	۱۹۹۳	۲۰۸	۲۰۰۳	۳۹۰
۱۹۷۴	۳۲۴	۱۹۸۴	۴۳	۱۹۹۴	۲	۲۰۰۴	۲۸۲
۱۹۷۵	۴۹۴	۱۹۸۵	ـ۳۸	۱۹۹۵	۱۷	۲۰۰۵	۳۶۰
۱۹۷۶	ـ۱۰۲	۱۹۸۶	ـ۱۱۲	۱۹۹۶	۲۶	۲۰۰۶	۹۰۱
۱۹۷۷	۳۴۶	۱۹۸۷	ـ۳۰۸	۱۹۹۷	۴۳		
۱۹۷۸	۹۰۹	۱۹۸۸	۶۱	۱۹۹۸	۳۸		
۱۹۷۹	۱۶۴	۱۹۸۹	ـ۱۹	۱۹۹۹	۱۶		

منبع: UNCTAD, World Investment Report, 2007

توسعه از جریان FDI جهانی از ۲۳ درصد در سال ۲۰۰۰ به ۴۲ درصد در سال ۲۰۰۴ رسیده است، این درحالی است که ایران در سال ۲۰۰۴ تنها ۰/۰۸ درصد از جریان FDI جهانی را به خود اختصاص داده است [UNCTAD, 2005]. گرچه یکی از اهداف عمده برنامه چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور افزایش نسبت FDI به تولید ناخالص داخلی عنوان شده است، ولی باید توجّه نمود که دستیابی به حجم بالای FDI به تنهایی نمی تواند متضمن ایجاد رشد اقتصادی باشد، بلکه بهره گیری از سرمایه گذاری مستقیم خارجی مثل هر نوع سرمایه گذاری، بستگی به چارچوب و بستر اقتصادی که در آن سرمایه گذاری انجام می شود دارد. به‌عبارت دیگر زمانی می توان از سرمایه گذاری مستقیم خارجی بهره لازم را کسب نمود که شرایط و محیط مناسب و مبتنی بر نیروهای بازار برای سرمایه گذاری مستقیم خارجی فراهم باشد. بنابراین قبل از هر اقدامی در زمینه جذب سرمایه گذاریهای مستقیم خارجی باید به بررسی و شناسایی شرایط و بستر اقتصادی مناسب جهت بهره‌برداری هر چه بیشتر از این سرمایه گذاریها پرداخت.

براساس مطالعات تئوریك و تجربی وجود محیط آزاد تجاری علاوه بر افزایش جذب سرمایه گذاریهای خارجی، باعث استفاده بهتر و بیشتر از این سرمایه گذاریها در جهت ایجاد رشد اقتصادی می شود. نتایج این مطالعه نیز حاکی از صحت این مساله در مورد اقتصاد ایران می باشد. نتایج به دست آمده از این مطالعه در قالب پیشنهادات زیر قابل جمع‌بندی می باشند:

ـ با توجّه به مشکلات اقتصادی فراوان پیش روی کشور از جمله بیکاری و تورّم سیاستهای طرف عرضه و از جمله جذب FDI در خروج کشور از رکورد تورمی می تواند مؤثر واقع شود.

ـ اگر چه جذب سرمایه‌های مستقیم خارجی باید از اولویتهای برنامه‌های اقتصادی کشور باشد. امّا نباید فراموش کرد که جذب این سرمایه‌ها نمی تواند به تنهایی عامل ایجاد رشد اقتصادی باشد. اثر FDI بر رشد اقتصادی کشور شدیداً به رژیم تجاری کشور وابسته است. به نظر می‌رسد حذف تعرفه‌های وارداتی و سهمیه‌بندیها و سایر موانع تجاری در افزایش اثربخشی این سرمایه‌ها بر رشد اقتصادی می تواند مؤثر واقع شود.

پی نوشتها:

۱. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به:
Balasubramanyam et al. (1996), Borensztein et al. (1998), De mello (1999), Lipsey (2000), Xu (2000), Nair, Weinhold (2001), Carkovic &L leivine (2002)

۲. در روش آزمون باند تعداد وقفه‌ها به این شکل تعیین می‌شود که ابتدا مدل تصحیح خطا را با استفاده از وقفه‌های مختلف به روش OLS تخمین می‌زنیم سپس نتایج بدست آمده از هر وقفه را از لحاظ معیارهای آکاییك و شوارز بیزین مقایسه و وقفه مربوط به بهترین نتایج تخمین را انتخاب می کنیم.

3. United Nations Conference on Trade and Development

منابع

الف ـ منابع فارسی

ـ بانك مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسیهای اقتصادی، حسابهای ملی ایران، سالهای مختلف

ـ سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، گزارشهای اقتصادی، سالهای مختلف.

ب ـ منابع انگلیسی

Alfaro, L., A. Chanda, S. Kalemli - Ozcan and S. Sayek (2004), FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets, **Journal of International Economics,** Vol. 64, Issue l, pp. 89- 112.

- Aryeetey, E. and Fosu, A.K, (2005), Economic Growth in Ghana: 1960-2000 AERC Growth Project Workshop, Cambridge, March 2005.

- Atique, Zeshan, Hasnain Ahmad Mohsin and Usman

Available: **http: // www. worldbank. org/ research/ conferences/ financialglobalization/ fdi**

- Caves, R.E. (1974), Multinational Corporatioys, Competitior and Productivity in Host Country Markets, **Economica**, Vol. 41, pp. 93-176.

- Chenery, H.B and A.M Strout (1966), Foreign Assistance and Economic Review, New York: **American Economic Association**, Vol. 56, Issue 4, pp. 179-773.

- Chow, Ying - Foon and Jinli Zeng (2001), Foreign Capital in a Neaclassical Model of Growth, **Applied Economics Letters**, Vol, 8, pp. 613-615.

- De Mello, L.R., Jr. (1999), Foreign Direct Investment Led-Growth: Evidence from Time Series and Panel Data, **Oxford economic papers**, N. 51.

- Frimpong, J. Magnus and Eric Fosu (2006), Bounds Testing Approach: an Examination of Foreign Direct Investment, Trade and Growth Relationships, **MPRA Paper**, No. 352.

- Halward, M. (2001), Openness, Firms and Competition, **World Bank.**

Available: **http:// www. worldbank. org/ research**

- Johansen, S., Juselius, K., (1990). Maximum Likeliwood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand for Money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 52, pp. 169-210.

- Karbasi, A. and E. Mohamadi and S. Ghofrani (2005), Impact of Foreign Direct Investment and Trade on Economic Growth, **Economic Research Forum**, 12th Annual Conference, 19th- 21 December Egypt.

- Katrak, H. (1985), Imported Technology, Enterprise Size and R&D in a Newly Industrialising Country: The Indian Experience. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, August, pp. 213-229.

- Kohpiboon, Archanun (2003), Foreign Trade Regimes and the FDI Growth Nexus: A Case Study of Thailand, Journal of Development Studies. Vol 5, pp. Azhar (2004), The Impact of FDI on Economic Growth Under Foreign Trade Regimes: A Case Study of Pakistan, **The Pakistan Development Review**, Vol. 43, No. 4, pp. 707-718.

- Balasubramanyam, V.N., Salisu and D. Sapsford (1996), Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries, **The Economic Journal**, Vol. 106, Issu 434, pp. 92-105.

- Balasubramanyam, V.N., Salisu and D. Sapsford (1999), Foreign Direct Investment as an Engine of Growth, The Journal of **International Trade and Economic Development**, Vol. 8, Issue 1, pp. 27-40.

- Benhabib, Jess and Mark Spiegel (1992), The Roles of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data, **Journal of Monetary Economic**, Vol. 34, October, pp. 143-173.

- Bhagwati, J. N. (1973), **The Theory of Immiserizing Growth: Further Applications**, In M. Connolly and A. Swoboda (eds.), International Trade and Money, University of Toronto Press, Toronto: pp. 45-45.

- Bhagwati, J. N. (1985), **Investing Abroad,** Lancaster University Press, Lancaster.

- Blomstorm, M., Kokko, A. and M. Zegan (1994), Host Country Competition and Technology Transfer by Multinationals, **Welt Wirts Chattliches Archive**, Band 130, pp. 521-533.

- Blomstorm, Magnus & Air Kokko (2003), Human Capital and Inward FDI, **EUS Working Paper Series**, No. 167.

- Brecher, R.A. and Diaz- Alejandro, C.F. (1977), Tariffs, Foreign Capital and Immiserizing Growth, **Journal of International Economics**, Vol 3, pp. 317-322.

- Borenstein, Eduardo, De Gregorio, Jose and Jong - Wha Lee (1998), How Does Foreign Investment Affect Economic Growth?, **International Economics**, Vol. 45, pp. 115-135.

- Carkovic, M. and R. Levine (2002), Does Foreign Direct Investment Accelerate Economic Growth?.

ford, Oxford University Press.

- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.J., (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. **Journal of Applied Econometrics**, Vol 16, pp. 289-326.

- Ramos, Arturo (2001), Foreign Direct Investment as Catalyst for Human Capital Accumulation, Submitted in Fulfillment of the MALD Thesis Requirement, Fletcher school, Tufts University, Boston.

- Romer, P. (1986), Increasing Returns and Long Run Growth, **Journal of political Economy**, Vol. 94, Issue 5, pp. 1002-1037.

- Salvatore, D. and Hatcher, T. (1991), Inward Oriented and Outward Oriented Trads Strategies, **Journal of Development Studies**, Vol. 27, pp. 7-25.

- Silvestriadou, Kyraki, Balasubramanyam, V. N (2000), Trade Policy, Foreign Direct Investment and Convergence, **Review of Development Economics**, Vol. 4, Issue 3, pp. 279-297.

- Solow, R. S. (1957), Technical Change and the Aggregate production Function, **Review of Economics and Statistics**, Vol. 39, pp. 312-320.

- Taylor, L. (1994), Gap Models, **Journal of Development Economics**, Vol. 45, pp. 17-34.

- **UNCTAD** (2005), World Investment Report, Promoting Linkages, United Nations, New York.

- **WTO** (World Trade Organization) (1998), Synthesis Paper on the Relationship of Trade and Competition Policy to Devolepment, Wt/WGTCP/W/ 80.

- Xu, B. (2000), Multinational Enterprises, Tecnology Diffusion and Houst country Productivity Growth, **Journal of Development Economics**, Vol. 62, pp. 477-493.

78-93.

- Langdon, Steven. (1981), **Multinational Corporation in the Political Economy on Kenya,** New York: St. Martins Press.

- Lipsey, R.E. (2000), Inward FDI and Economic Growth in Developing Countries, **Transnational Corporations**, 9(1).

- Lipsey, R.E. (2001), Foreign Direct Investment and the Operations of Multinational Firms: Concepts, History and Data, **NBER Working Paper** N^{o} 8665, Cambridge, MA; National Bureau of Economic Research (NBER).

- Lipsey, Robert (2003), Home and Host Country Effects of FDI, NBER Working Paper, No: 92-93.

- Makee, Shiva and Agapi Somwaru (2003), Impact of Foreign Direct Investment and Trade on Economic Growth, **The World Bank**.

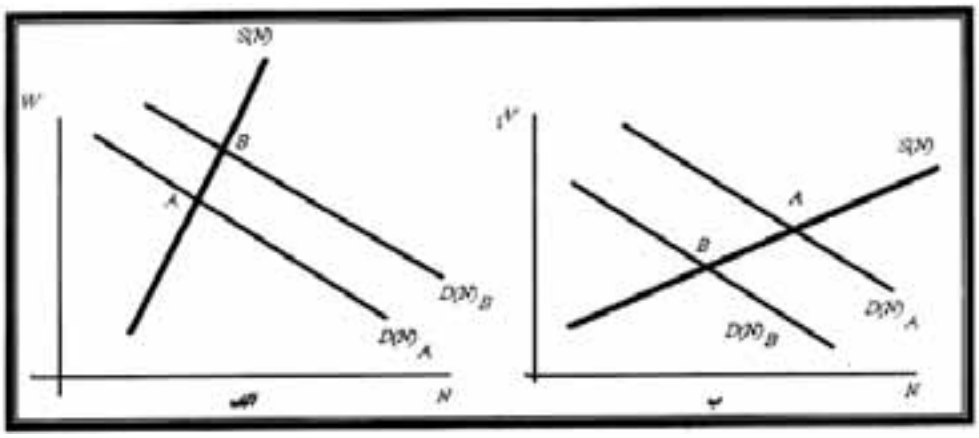
- Mansouri, Brahim (2005), The Interactive Impact of FDI and Trade Openness on Economic Growth: Evidence from Morocco, **Economic Research Forum**, 12th Annual Conference, 19th - 21 December, Egypt.

- Marino, Andrea (2000), The Impact of FDI on Developing Countries Growth: Trade Policy Matters, ISTAT (National Institute of Statistics), Italy.

Available: **http:// www. unice. fr/ CEMAFI/ 2002-Marino - ceje. pdf**

- Nair - Reichert, u. and D. Weinhold (2001), Causality Test for Cross - Country Panels: A New Look at FDI and Economic Growth in Developing Countries, **Oxford Bulletin of Economic and Statistics**, Vol. 63, Issue 2, pp. 153-171.

- Pesaran M.H, Pesaran B. (1996). **Working with Microfit** 4. **0: Interactive Econometric Analysis**. Ox-



نمودار شماره (۱) ـ الف ـ بازار نیروی کار ماهر قبل (A) و بعد (B) از ورود FDI ـ ب ـ بازار نیروی کار ساده قبل (A) و بعد (B) از ورود FDI [Ramos 2001, p 49].

S (N) : عرضه نیروی کار

D (N) : تقاضای نیروی کار

W : سطح دستمزد

N : سطح اشتغال

نمودار شماره ۲ـ نتایج آزمون ثبات ساختاری